

## GLOBALISASI PASAR MODAL DUNIA DAN PENGARUHNYA TERHADAP PASAR MODAL INDONESIA

R. Adisetiawan<sup>1</sup>

### **Abstract**

*This study aims to prove causality, cointegration and the influence of global capital markets with a market capital of Indonesia for the period 2001-2016 with a Granger causality test statistics, cointegration tests and Multiple Regression testing. These results prove that the 99% confidence interval occurred a long term relationship (cointegration) and the significant influence of global market indices with the Indonesia capital market index (CSPI) in Indonesia Stock Exchange (IDX) for the period 2001 to 2016, it indicates that Indonesia's economy has been integrated with global capital markets with varying levels of integration, but is causally there is only one country that has a causal relationship with the Indonesian stock market index (CSPI), the Taiwan stock market index (TWSE).*

*Keywords: Capital Market Integration*

### **PENDAHULUAN**

Sejak memasuki era globalisasi, satu persatu negara di dunia mulai ikut dalam proses globalisasi. Hal ini berakibat kalau terjadi sesuatu peristiwa buruk di satu negara atau kawasan, maka kawasan lain tak pelak terseret juga ke peristiwa tersebut. Sebagai contoh kemerosotan ekonomi Amerika Serikat (AS) yang sudah mulai dari awal tahun 2001 sedikit demi sedikit menular juga ke benua-benua lain, seperti Benua Eropa dan Asia.

Bursa di Indonesia, salah satu indikator indeks yang berlaku di Bursa Efek Indonesia (BEI) adalah Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG). Persentase perubahan angka IHSG dalam suatu periode mencerminkan rata-rata tertimbang dari imbal hasil (*return*) saham-saham di BEI dalam periode tersebut. Dari data yang ada sejak Januari 2001 hingga September 2011, IHSG memberikan rata-rata imbal hasil yang positif, bahkan pergerakan IHSG cenderung berfluktuasi positif yang terimbas oleh pergerakan indeks pasar luar negeri, karena dalam era globalisasi ini bursa saham Indonesia sudah terintegrasi dengan beberapa bursa-bursa di negara lain, dan masa depan BEI ikut ditentukan oleh prospek pasar saham global (Sembel, 1999). Salah satu bentuk keterkaitan bursa saham Indonesia dengan bursa-bursa saham di negara-negara lain terlihat pada saat dilanda krisis moneter, hal tersebut juga dirasakan pada bursa saham Thailand, Hongkong, Korea Selatan dan Malaysia.

### **METODE**

Populasi yang digunakan dalam penelitian ini adalah *closing price* dari perkembangan indeks harga saham ASEAN dan negara lainnya, yang semuanya terdiri dari 12 (dua belas) negara, yaitu indeks pasar modal Indonesia (Indeks Harga Saham Gabungan, IHSG) di Bursa Efek Indonesia (BEI) sebagai variabel dependen, sedangkan variabel independen dalam penelitian ini adalah indeks pasar modal Singapore (*Singapore Stock Index*, SSI), Malaysia (*Kuala Lumpur Stock Exchange*, KLSE), Thailand (*Stock Exchange of Thailand Index*, SETI), Philippina (*The Philippine Stock Exchange*, PSE), Korsel (*Korean Composite Stock Price Index*, KOSPI), Hongkong (*Hang Seng Stock Index*, HSI), Jepang (*Nikkei Stock Average 225 Index*, Nikkei 225), Taiwan (*Taiwan Stock Exchange Index*, TWSE), Dow Jones (*New York*

---

<sup>1</sup> Dosen Fakultas Ekonomi Universitas Batanghari

*Stock Exchange*, NYSE), London (*Financial Times and London Stock Exchange*, FTSE) dan Australia (*Australian Securities Exchange*, ASX) sehingga penelitian ini tergolong *historical research* (Bungin, 2008). Sampel data yang diambil adalah indeks harga saham bulanan selama periode Januari 2001 hingga Februari 2012. Penentuan sampel penelitian ini menggunakan teknik *judgment sampling*, dimana sampel yang digunakan sengaja dipilih agar dapat mewakili populasinya dan dapat memenuhi tujuan penelitian (Jatiningsih, 2007).

Analisis yang dilakukan dalam penelitian ini adalah analisis *Vector Auto Regression* (VAR). Menurut Hadi (2003), langkah-langkah dari analisis VAR, diantaranya (1) uji stasioneritas dengan uji akar unit, uji akar ini digunakan agar *mean*-nya stabil dan *random error*-nya sama dengan nol, sehingga model VAR yang diperoleh mempunyai kemampuan prediksi yang lebih tepat, selain itu variabel ekonomi pada umumnya nonstasionery (Gujarati, 2003 dalam Sudjono, 2005). Uji stasioneritas dalam penelitian dilakukan dengan menggunakan *Augmented Dickey-Fuller Test* (ADF). Pengujian dilakukan dengan membandingkan nilai t-hitung yang dihasilkan oleh regresi dengan nilai t-kritis yang diperoleh dari tabel McKinnon. Bila nilai t-hitung yang diperoleh lebih besar daripada nilai t-kritis, maka data tersebut dikatakan telah stasioner; (2) penentuan model VAR yang paling sesuai dengan cara penentuan *lag* optimum, pemilihan model dilakukan menggunakan *lag* yang meminimumkan kriteria *Akaike Information Criterion* (AIC), kriteria *Schwarz Information Criterion* (SIC), kriteria *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQ), kriteria *Final Prediction Error* (FPE) dan memaksimumkan kriteria dari uji *Likelihood Ratio* (LR) (Novita dan Djalal, 2005); (3) uji diagnosis dari sisa (residu), dalam penelitian ini akan dilakukan dengan (i) uji normalitas yang bertujuan untuk melihat apakah variabel sisa dari model *Vector Auto Regression* (VAR) berdistribusi normal yang ditunjukkan melalui uji *Jarque-Bera* (JB); jika probabilitas dari  $JB < \chi^2$  tabel ( $\alpha = 1\%$ ); menandakan data berdistribusi normal (Denny, 2005 dalam Auzairy dan Ahmad, 2009); (ii) uji multikolinearitas menganalisa kemungkinan adanya interdependensi antara variabel independen yang menyebabkan hasil OLS (*Ordinary Least Square*) memiliki varian dan kovarian yang besar, sehingga sulit dipakai sebagai alat estimasi, selain itu multikolinearitas menyebabkan interval estimasi cenderung lebar dan nilai statistik uji-t akan kecil yang menyebabkan variabel independen tidak signifikan secara statistik dalam mempengaruhi variabel dependen. Uji multikolinearitas dilakukan dengan cara membandingkan nilai *R-squared* hasil OLS dengan nilai signifikansi parameter pada masing-masing variabel independen (Winarno, 2007); (iii) autokorelasi menunjukkan adanya korelasi antara anggota sampel yang diurutkan dengan waktu. Penyimpangan ini muncul pada observasi yang menggunakan data *time series*. Konsekuensi dengan adanya autokorelasi dalam suatu model regresi adalah varians sampel tidak dapat menggabungkan varians populasinya, uji autokorelasi pada penelitian ini menggunakan uji *Breusch-Godfrey*, jika probabilitas dari nilai  $Obs*R-squared < \alpha$  (0,01); maka data tidak mengandung masalah autokorelasi (Winarno, 2007); (iv) uji heteroskedastik, adanya heteroskedastisitas dalam pengolahan data pada penggunaan model OLS dapat mengakibatkan estimator metode kuadrat terkecil tidak mempunyai varian yang minimum dan perhitungan standar *error* tidak dapat dipercaya, sehingga uji-F dan uji-t tidak dapat lagi dipercaya; oleh karena itu pada pengujian ini menggunakan model OLS diusahakan data tidak mengandung masalah heteroskedastisitas. Untuk menguji adanya heteroskedastisitas dalam penelitian ini menggunakan uji *White*, jika probabilitas dari  $Obs*R squared < \alpha$  (0,01);

menandakan data tidak terdapat heteroskedastik pada regresi (Winarno, 2007 dalam Auzaury dan Ahmad, 2009); (4) Uji kausalitas Granger. Tes ini menguji apakah suatu variabel meningkatkan kinerja peramalan dari variabel lain yaitu dengan menunjukkan adanya hubungan kausalitas (Shewhart, 2004); (5) *Johansen Cointegration Test*, yaitu untuk pengujian model integrasi pasar modal jangka panjang, metode ini akan dilakukan analisis terhadap *Trace test* dan *Max-eigen value test*, sehingga akan diketahui apakah *t-value*-nya signifikan.

## HASIL

### Uji Stasioneritas

Tabel 1.  
 Hasil uji *Unit Root Test* pada tingkat level

Variabel	Nilai t-hitung	Nilai kritis		
		1%	5%	10%
IHSG	-0,683092	-3,480425	-2,883408	-2,578510
SSI	-1,439473	-3,480425	-2,883408	-2,578510
KLSE	-0,843742	-3,480038	-2,883239	-2,578420
SETI	-1,734845	-3,481217	-2,883753	-2,578694
PSE	-0,022521	-3,480038	-2,883239	-2,578420
KOSPI	-1,353958	-3,482453	-2,884291	-2,578981
HSI	-1,363641	-3,480425	-2,883408	-2,578510
Nikkei	-2,488850	-3,481217	-2,883753	-2,578694
TWSE	-2,093094	-3,480425	-2,883408	-2,578510
NYSE	-2,352379	-3,481623	-2,883930	-2,578788
FTSE	-1,981412	-3,480038	-2,883239	-2,578420
ASX	-1,900195	-3,481217	-2,883753	-2,578694

Tabel 1 didapatkan bahwa nilai t-hitung pada semua variabel penelitian lebih kecil daripada nilai t-kritisnya pada semua selang kepercayaan (99%, 95%, dan 90%), sehingga perlu dilakukan pengujian akar unit kembali dalam bentuk *first difference*, kemudian membandingkan kembali antara nilai absolut t-statistik *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) dengan nilai t-kritis tabel McKinnon (1996).

### Uji Asumsi Klasik

Tabel 2  
 Deskriptif Statistik Indeks Pasar Modal Domestik dan Global  
 Periode 2001.1-2012.2 pada selang Kepercayaan 99% ( $\alpha = 0,01$ )

Keterangan	IHSG	SSI	KLSE	SETI	PSE	KOSPI	HSI	Nikkei	TWSE	NYSE	FTSE	ASX
Mean	3,104	3,348	2,992	2,788	3,332	3,054	4,196	4,047	3,805	4,020	3,707	3,614
Maksimum	3,616	3,580	3,198	3,059	3,690	3,341	4,496	4,259	3,987	4,144	3,827	3,831
Minimum	2,554	3,103	2,758	2,439	2,997	2,681	3,936	3,879	3,561	3,849	3,558	3,444
Std. Deviasi	0,335	0,127	0,128	0,162	0,196	0,186	0,136	0,089	0,098	0,061	0,064	0,096
Jarque-Bera	10,09	7,250	8,617	9,196	7,909	9,573	6,469	7,734	3,728	0,875	4,655	4,874
Probability	0,006	0,027	0,013	0,010	0,019	0,008	0,039	0,021	0,155	0,646	0,098	0,087
R-squared							0,987	Obs*R-squared Breusch-Godfrey LM Test				72,437
n*R-squared White Heteroskedasticity							68,622	Probability				0,000

Hasil uji asumsi klasik dengan menggunakan Eviews pada selang kepercayaan 99% ( $\alpha = 0,01$ ) diperoleh bahwa, hasil uji normalitas dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS) pada model penelitian yang diajukan diperoleh bahwa nilai *Jarque-Bera*  $< \chi^2$ ; sehingga dapat dikatakan bahwa residual pada model VAR penelitian berdistribusi normal. Hasil pengujian dengan metode OLS juga diperoleh bahwa nilai *R-squared* lebih tinggi dari nilai signifikansi parameter pada masing-masing variabel independen, ini berarti model regresi terbebas dari gangguan multikolineritas. Uji Autokorelasi dengan uji *Breusch-Godfrey* pada

model penelitian diperoleh bahwa nilai *Obs\*R-squared* nya adalah 0,000 yang lebih kecil daripada derajat signifikansinya sebesar 1%; sehingga dapat dikatakan bahwa model penelitian yang diajukan tidak memiliki masalah autokolerasi. Uji heteroskedastisitas dengan uji *White* diperoleh bahwa hubungan variabel bebas (*independent*) dengan variabel terikat (*dependent*) memiliki nilai *n\*R-squared* >  $\chi^2$ ; berarti tidak terdapat gejala heteroskedastik pada hubungan model tersebut.

Tabel 2, juga diketahui bahwa indeks pasar modal bulanan terbesar pada periode 2001-2016 pernah terjadi di Hongkong (4,496) dengan nilai indeks 31.352,58 *point* dan nilai indeks terendah pernah terjadi di Philippina (2,439) dengan nilai indeks 993,35 *point*; selain itu dapat disimpulkan bahwa semua rata-rata (*mean*) indeks pasar modal bulanan dari 12 negara adalah positif, dimana rata-rata indeks bulanan terbesar adalah di Hongkong (HSI) yaitu sebesar 16.480,75 *point*, diikuti oleh Jepang (Nikkei 225) sebesar 11.396,46 *point*, Dow Jones (NYSE) sebesar 10.568,30 *point*, Taiwan (TWSE) sebesar 6.534,96 *point* dan yang terkecil adalah di Thailand (SETI) yaitu sebesar 655,35 *point*. Standar deviasi indeks pasar yang biasanya digunakan untuk mengukur risiko pasar, standar deviasi yang terbesar adalah di Indonesia (IHSG), yaitu sebesar 33,5% dan standar deviasi yang terendah adalah di Dow Jones (NYSE), yaitu sebesar 6,1%. Hasil ini menunjukkan bahwa risiko investasi di Dow Jones memiliki risiko yang paling rendah, karena Amerika Serikat merupakan motor penggerak perekonomian dunia (Bank Indonesia, 2008) dan negara yang paling maju dibandingkan dengan kesebelas negara lainnya, dimana negara maju biasanya memiliki pasar modal dengan volatilitas harga saham yang stabil dan risiko pasar yang rendah (Nor, 2009).

### *Uji Kausalitas Granger*

Tabel 3  
 Hasil *Causality Granger Tests* pada *Lag 9*

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
SSI does not Granger Cause IHSG	125	1,21759	0,29204
IHSG does not Granger Cause SSI		1,06468	0,39492
KLSE does not Granger Cause IHSG	125	1,44450	0,17857
IHSG does not Granger Cause KLSE		2,63697	0,00855
SETI does not Granger Cause IHSG	125	2,23087	0,02536
IHSG does not Granger Cause SETI		1,17557	0,31815
PSE does not Granger Cause IHSG	125	0,93173	0,50097
IHSG does not Granger Cause PSE		1,48303	0,16356
KOSPI does not Granger Cause IHSG	125	1,25979	0,26748
IHSG does not Granger Cause KOSPI		2,43875	0,01460
HSI does not Granger Cause IHSG	125	1,85012	0,06759
IHSG does not Granger Cause HSI		1,26864	0,26253
NIKKEI does not Granger Cause IHSG	125	1,05572	0,40162
IHSG does not Granger Cause NIKKEI		0,71036	0,69827
TWSE does not Granger Cause IHSG	125	3,05220	0,00275
IHSG does not Granger Cause TWSE		2,58897	0,00974
NYSE does not Granger Cause IHSG	125	1,17857	0,31622
IHSG does not Granger Cause NYSE		1,05752	0,40026
FTSE does not Granger Cause IHSG	125	1,46830	0,16917
IHSG does not Granger Cause FTSE		0,87542	0,54963
ASX does not Granger Cause IHSG	125	1,10022	0,36909
IHSG does not Granger Cause ASX		0,66444	0,73922

Tabel 3, hasil pengujian *Granger Causality* pada *level of significant* 1% diperoleh bahwa terdapat hubungan kausalitas antara indeks pasar modal Indonesia (IHSG) dengan indeks pasar modal Taiwan (TWSE); karena dari hasil pengujian, nilai F-hitung indeks pasar modal Indonesia (IHSG) terhadap indeks pasar Taiwan (TWSE) sebesar  $3,05220 > F\text{-tabel} (2,38)$  dengan sig. F  $(0,00275) < 0,01$  ( $\alpha = 1\%$ ); sebaliknya, nilai F-hitung indeks pasar modal Taiwan (TWSE) terhadap indeks pasar modal Indonesia (IHSG) sebesar  $2,58897 > F\text{-tabel} (2,38)$  dengan sig. F  $(0,00974) < 0,01$  ( $\alpha = 1\%$ ); sehingga dapat disimpulkan bahwa terdapat kausalitas antara indeks pasar modal Indonesia (IHSG) dengan indeks pasar modal Taiwan (TWSE) selama periode 2001-2016.

### **Uji Kointegrasi**

Tabel 4  
 Hasil Uji *Johansen Cointegration Test* dengan *Trace Statistic*

Hypothesized	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value	
			5%	1%
None	0,981060	1992,861	NA	NA
At most 1 **	0,943499	1497,053	277,71	293,44
At most 2 **	0,930752	1137,867	233,13	247,18
At most 3 **	0,791936	804,1103	192,89	204,95
At most 4 **	0,732421	607,8717	156,00	168,36
At most 5 **	0,597812	443,0793	124,24	133,57
At most 6 **	0,583538	329,2248	94,15	103,18
At most 7 **	0,536018	219,7298	68,52	76,07
At most 8 **	0,352067	123,7411	47,21	54,46
At most 9 **	0,261673	69,49506	29,68	35,65
At most 10 **	0,216072	31,57404	15,41	20,04
At most 11	0,009112	1,144227	3,76	6,65

\*\*signifikan pada tingkat 1%

Hasil pengujian *Johansen Cointegration Test* pada Tabel 4 dengan menggunakan *Trace Statistic* dan *Maximal Eigen Statistic* sebagai t-hitung mampu memberikan hasil yang sama pada selang kepercayaan 99%, sehingga dapat disimpulkan bahwa terjadi keseimbangan jangka panjang (kointegrasi) antara indeks pasar modal global terhadap indeks pasar modal Indonesia selama periode 2001-2016.

### **Analisis Regresi Berganda**

Tabel 5  
 Hasil Uji Analisis Regresi

Variabel	Koefisien	t-hitung	Signifikansi	Tolerance	VIF
<i>Constant</i>	0,367	0,872	0,385		
SSI	0,167	0,563	0,574	0,008	119,345
KLSE	0,306	1,640	0,104	0,021	47,399
SETI	0,535	7,611	0,000	0,092	10,864
PSE	0,605	5,310	0,000	0,024	41,481
KOSPI	0,512	5,415	0,000	0,039	25,714
HSI	0,425	3,703	0,000	0,049	20,367
Nikkei 225	-0,281	-2,299	0,023	0,988	19,955
TWSE	-0,776	-5,177	0,000	0,056	17,823
NYSE	-0,874	-4,144	0,000	0,072	13,807
FTSE	0,184	0,867	0,388	0,064	15,521
ASX	0,367	1,903	0,059	0,035	28,703
R		0,993	F-hitung		837,664
R-squared		0,987	Sig. F		0,000
Adjusted R-square		0,986	DW		0,577

Dengan menggunakan metode regresi berganda dihasilkan persamaan untuk mengukur pengaruh indeks pasar modal global terhadap pasar modal domestik (Indonesia) adalah sebagai berikut:

$$\text{IHSG} = 0,367 + 0,167(\text{SSI}) + 0,306(\text{KLSE}) + 0,535(\text{SETI}) + 0,605(\text{PSE}) + 0,512(\text{KOSPI}) + 0,425(\text{HSI}) - 0,281(\text{NIKKEI}) - 0,776(\text{TWSE}) - 0,874(\text{NYSE}) + 0,184(\text{FTSE}) + 0,367(\text{ASX})$$

Hasil pengujian secara parsial (uji t) menjelaskan bahwa pada selang kepercayaan 99% terdapat pengaruh yang signifikan antara indeks pasar modal Thailand (SETI), Philippina (PSE), Korsel (KOSPI), Hongkong (HSI), Taiwan (TWSE), dan Dow Jones (NYSE) terhadap indeks pasar modal Indonesia (IHSG) selama periode 2001-2016, karena dari hasil pengujian nilai t-hitung > t-tabel dan nilai sig.  $t < \alpha$  (0,01). Sementara, indeks pasar modal Singapore (SSI), Malaysia (KLSE), Jepang (Nikkei 225), Inggris, (FTSE) dan Australia (ASX) secara parsial tidak memberikan pengaruh terhadap indeks pasar modal Indonesia (IHSG) selama periode 2001.1-2012.2, karena masing-masing variabel independennya mempunyai nilai t-hitung < t-tabel dan nilai sig.  $t > \alpha$  (0,01). Hasil pengujian tersebut juga diperoleh bahwa indeks pasar modal Taiwan (TWSE) dan Dow Jones (NYSE) memiliki pengaruh negatif terhadap IHSG selama periode pengamatan.

Jika uji t merupakan pengujian variabel bebas secara parsial mempengaruhi variabel terikat, maka uji F menguji apakah variabel bebas yang dimasukkan dalam model mempunyai pengaruh secara simultan terhadap variabel terikat. Dari hasil pengujian Anova menghasilkan F-hitung (837,664) > F-tabel (2,38) dan nilai sig. F (0,000) <  $\alpha$  (0,01); maka model regresi pada selang kepercayaan 99% dapat digunakan untuk memprediksi indeks pasar modal Indonesia (IHSG) atau dengan kata lain secara simultan pada selang kepercayaan 99% terdapat pengaruh yang signifikan antara indeks pasar modal Global terhadap indeks pasar modal Indonesia (IHSG) di Bursa Efek Indonesia (BEI) selama periode 2001-2016

#### **Koefisien Determinasi (Adjusted R<sup>2</sup>)**

Dari hasil pengujian didapat nilai *adjusted R square* sebesar 0,987; yang berarti variasi indeks pasar modal Indonesia (IHSG) di Bursa Efek Indonesia dapat

dijelaskan oleh variasi indeks pasar modal global, diantaranya indeks pasar modal Singapore (SSI), Malaysia (KLSE), Thailand (SETI), Philippina (PSE), Korsel (KOSPI), Hongkong (HSI), Jepang (Nikkei 225), Taiwan (TWSE), Dow Jones (NYSE), London (FTSE), dan Australia (ASX); sedangkan sisanya sebesar 1,3% dijelaskan oleh perubahan indeks pasar modal lain di luar model penelitian. Nilai koefisien korelasi (R) diperoleh sebesar 0,993 menunjukkan bahwa hubungan antara indeks pasar modal global terhadap indeks pasar modal Indonesia adalah signifikan (sangat erat) yaitu sebesar 99,3%.

### SIMPULAN

Hasil penelitian ini juga membuktikan bahwa pasar modal Indonesia telah terintegrasi dengan pasar modal global dengan derajat yang bervariasi antar jenis pasar modal global, sebagaimana ditunjukkan oleh pergerakan yang searah dan pengaruh perkembangan pasar modal global yang signifikan di pasar modal Indonesia. Meskipun terintegrasi, masing-masing pasar modal global memiliki tingkat integrasi yang bervariasi

### DAFTAR PUSTAKA

- Astuti, 2011, Dampak Globalisasi pada Perekonomian Indonesia, diakses 23 Februari 2011, <http://wartawarga.gunadarma.ac.id/2011/02/dampak-globalisasi-pada-perekonomian-indonesia/>
- Abimanyu, A. 2000. Impact of Agriculture Trade and Subsidy Policy on the Macroeconomy, Distribution, and Environment in Indonesia: A Strategy for Future Industrial Development. *The Developing Economies*, 38(4):547-571.
- Auzairy and Ahmad, 2009, The Impact of Subsequent Stock Market Liberalization on the Integration of Stock Markets in ASEAN-4 + South Korea, *World academy of science, engineering and technology*, 58(4):103-118
- Bungin, B., 2008, *Metodologi Penelitian Kuantitatif*, 1<sup>th</sup> ed, Jakarta : Prenada Media.
- Bank Indonesia, 2009, *Outlook Ekonomi Indonesia 2009-2014*, Edisi Januari 2009
- , 2008, *Outlook Ekonomi Indonesia 2008-2012: Integrasi Ekonomi ASEAN dan Prospek Perekonomian Nasional*, Edisi Januari 2008
- Bapepam-LK, 2008, Statistik Pasar Modal: Perkembangan Indeks ASEAN dan Negara Lainnya, Riset Pasar Modal-Biro RISTI Bapepam-LK
- Cahyono, Jaka E., 2000, 22 *Strategi dan Teknik Meraih Untung di Bursa Saham*, Jilid 1, PT. Elex Media Komputindo, Jakarta
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49:1057-1072.
- Denny, A. F, 2005, Integrasi Pasar Modal Indonesia: Pengamatan Terhadap Beberapa Bursa di Asia Pasifik dan Amerika Serikat, *Media Ekonomi dan Bisnis*, 17(2):59-70
- Engle, R.F. dan Granger, C.W.J, 1987, Cointegration and error-correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55:251-76
- Fratzscher, Marcel, 1999, What Cause Currency Crises: Sunspots, Contagion or Fundamentals?, *Working Paper*, Departement of Economics, European University Institute, Badia Fiesolana, San Domenico, No. 99/39
- Gujarati, Damodar N., 2003, *Basic Econometrics*. 4th Edition. McGraw-Hill. New York, USA.
- Hadi, Yonathan S., 2003, Analisis Vector Autoregression (VAR) Terhadap Korelasi Antara Pendapatan Nasional dan Investasi Pemerintah di Indonesia, 1983/1984-1999/2000, *Jurnal Keuangan dan Moneter*, 6(2):59-72

- Jatiningsih, Oksiana., 2007, Pengaruh Variabel Makroekonomi terhadap IHSG di BEJ, *Jurnal Aplikasi Manajemen*, 5(1):18-25
- Johansen, S., 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59:1551-1581.
- Kusdiantoro, Yanto, 2011, Ekonomi Taiwan Tumbuh Tertinggi dalam 23 Tahun, diakses 2 Februari 2011, <http://economy.okezone.com/read/2011/02/01/213/420434/ekonomi-taiwan-tumbuh-tertinggi-dalam-23-tahun>
- Karina, Sandra, 2011, Taiwan Jajaki Investasi di Indonesia, diakses 26 September 2011, <http://economy.okezone.com/read/2011/09/26/320/507235/taiwan-jajaki-investasi-di-indonesia>
- Mobius, J. Mark, 1998, *Mobius on Emerging Market: Prospek Investasi di Pasar-pasar Baru*, PT. Elex Media Komputindo, Jakarta
- Mansur, Moh, 2004, Pengaruh Indeks Bursa Global terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) pada Bursa Efek Jakarta (BEJ) periode tahun 2000-2002, *Jurnal Ekonomi Akuntansi*, FE Universitas Padjajaran, Bandung.
- MacKinnon, James G, 1996, Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Test, *Journal of Applied Econometrics*, 11:601-618
- Novita, Mila dan Nachrowi Djalal Nachrowi, 2005, Dynamic Analysis of the Stock Price Index and the Exchange Rate Using Vector Autoregression (VAR): An Empirical Study of the Jakarta Stock Exchange, 2001-2004, *Journal of Economics and Finance in Indonesia (EFI)*, 53(3):263-278
- Nor, Z., Md., 2009, The Integration of Asean5 Equity Markets, GDP and Trade and Their Relationship with Asset Pricing, *Thesis of Doctor of Philosophy*, Scholl of Economic, Finance and Marketing, RMIT University
- Sembel, Roy, 1999, *Viagra Bursa Bersama DJIA*, <http://kontan-online.com>
- Singh, Kavaljit, 1998, *Memahami Globalisasi Keuangan*, Jakarta : Yakoma-PGI
- Shewhart, Walter A dan Samuel S. Wilks, 2004, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc. United States of America.
- Sudjono, 2005, Analisis Keseimbangan dan Hubungan Simultan Antara Variabel Ekonomi Makro terhadap Indeks Harga Saham di Bursa Efek Jakarta dengan Metode VAR (Vector Autoregressive), dan ECM (Error Correction Model), *Jurnal Ekonomi Teleskop*, 4(7): 101-116
- Winarno, W.W., 2007, *Analisis Ekonometrika dan Statistika dengan EViews*, UPP STIM YKPN, Yogyakarta.